

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2013-002

August, 2013

子どもの“学力”に潜む家庭背景と親子の意識

高田 みほ*

【要旨】

2010年「日本家計パネル調査」の対象世帯で、協力した親子データ中、小学生と中学生の子どもの在籍学年と学力テストの対象学年が一致している461ケースについて、学力テストの得点を子どもの学力そのものと捉えず、そこに顕在化する子どもと親の意識や態度、家計からの影響について検討した。“低学力児”とされる群に強く影響していたのが、無回答率の高さと親による成績評価であり、それらの背景に家計や親の学歴との関連がみられた。テスト結果として顕在化する子どもの学力には、父親の高学歴や家計といった子ども自身にはコントロールしにくい状況が関連しているが、その影響力は高学年になるにつれて強く、また学年に関わらず無回答の多さがテスト得点に有意に影響していた。テストには本人の知的学力のみならず、問題に取り組む態度も大きく影響する。狭義の“学力”指標としてはテスト得点が適用されるが、その背景にあるのは子ども自身の知的能力だけでなく、親の意識や親からの投資、子どもの意識等であり、それらとの関連から調査において何が測定されているのか熟考する必要があるだろう。

* 日本女子大学大学院 人間社会研究科心理学専攻 博士課程前期2年

子どもの“学力”に潜む家庭背景と親子の意識

日本女子大学大学院 人間社会研究科心理学専攻
博士課程前期2年 高田みほ

要約

2010年「日本家計パネル調査」の対象世帯で、協力した親子データ中、小学生と中学生の子どもの在籍学年と学力テストの対象学年が一致している461ケースについて、学力テストの得点を子どもの学力そのものと捉えず、そこに顕在化する子どもと親の意識や態度、家計からの影響について検討した。“低学力児”とされる群に強く影響していたのが、無回答率の高さと親による成績評価であり、それらの背景に家計や親の学歴との関連がみられた。テスト結果として顕在化する子どもの学力には、父親の高学歴や家計といった子ども自身にはコントロールしにくい状況が関連しているが、その影響力は高学年になるにつれて強く、また学年に関わらず無回答の多さがテスト得点に有意に影響していた。テストには本人の知的学力のみならず、問題に取り組む態度も大きく影響する。狭義の“学力”指標としてはテスト得点が適用されるが、その背景にあるのは子ども自身の知的能力だけでなく、親の意識や親からの投資、子どもの意識等であり、それらとの関連から調査において何が測定されているのか熟考する必要があるだろう。

問題

子どもの貧困と低学力

日本における“子どもの貧困”が問題化されるにつれ、低学力の原因としての“子どもの貧困”が改めて認識されている。ここで貧困を OECD 基準である相対的貧困率（等価可処分所得の中央値の半分の金額未満の所得しかない人口が全人口に占める比率（OECD, 2008））にあたる世帯員とすると、2007 年時点の子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率は 12.2%、片親世帯は 54.3%（OECD 諸国の平均は 30%）（厚生労働省, 2009）、全国的な調査では最新となる平成 22 年国民生活基礎調査では貧困線（等価可処分所得の中央値の半分）が 112 万円、相対的貧困率は 16.0%、子どもの貧困率（17 歳以下）は 15.7%であった。「子どもがいる現役世帯（世帯主が 18 歳以上 65 歳未満で子どもがいる世帯）」は 14.6%、うち「大人が一人」の世帯員では 50.8%、「大人が二人以上」の世帯員では 12.7%とされ、なかでも母子世帯の子どもの貧困率は 2000 年前後で 65~70 %前後と極めて高く（大石, 2005; 阿部, 2005/2008; 山野, 2008; 浅井・松本・湯澤, 2008）、世帯主の年齢、学歴、就業形態をコントロールしてもなお片親世帯という属性自体が慢性的貧困（3 年間の持続的貧困）リスクを高める（駒村・道中・丸山, 2011）という報告もある。

川崎・青山（2011）は、貧困は単に家庭の経済的困難だけでなく、教育に多くの費用をかけられないという事実から社会のなかでの多種多様な人間・機関・活動とのつながりから疎外される「複合的剥奪」であるとする。例えば、高収入の家庭は親子が健康・精神面での安定を図りやすく、子どもは学業に専念でき文化的接触の機会（蔵書や芸術的娯楽等）も与えられ、高学歴により高収入である親は子どもにも高学歴を望み、子どもの教育へ高い関心を示して学外学習を充実できる。このほか複合的な要因を含め家庭の経済力が子どもの学力に相関する（川崎・青山, 2011）のであれば、貧困家庭は多種多様な剥奪を体験し、貧困層の子どもは学校生活においても多くのつまずきや排除を経験する可能性が高い（盛満, 2011）。盛満（2011）は貧困層の子どもの特徴として①不登校やいじめ経験の多さ、友だちの少なさ、学校にあまり楽しんで通っていない、②低学力傾向（長期にわたる不登校、塾や家庭教師を利用していない、住宅の構造上勉強しにくい、学校に来ても授業に集中できない、小学校早期から家庭学習時間がほとんどない、親の教育アスピレーションの低さ、学習意欲の低さ等による）、③経済的基盤や学力不足により選択できる進路が限られ、低学歴のままフリーターや「中卒ブラブラ族」になる可能性が高いことを挙げている。

家庭背景と“学力”との関連としては、親の学歴以上に世帯所得が子どもの行動や健康よりも認知能力に顕著な影響を与える（Duncan & Brooks-Gunn, 1997）、家庭の所得水準が健康や

死亡率に影響を及ぼすだけでなく、子どもたちの経済的な成功や健康、健全さに深く関わりテラシー（印刷・記憶された情報を社会の中で活用し、その人の目標を達成したり、その人の知性や能力を発展させたりする能力）にも影響を与える（Marmot, 2004）、子ども時代の貧困やストレスによって、脳の形成に悪影響が及んだ結果、低所得者家庭の子どもの記憶力や学力が低下している（Evans & Schamberg, 2009）等の報告がある。このように親の社会経済地位が“子どもの貧困”として子どもの心身発達と社会的機会の獲得に影響し、“低学力”と“貧困”が循環的に継承されるという、生活や適応上広範囲にわたる不利な“貧困の世代間連鎖”という一体的な課題とされている。

“学力”に関する縦断的・横断的分析の重要性

貧困の再生産抑止や政策提言に際し、縦断的・横断的データ両方を分析することが求められている。格差社会の問題は個々の世帯の低所得として顕在化しやすいが、所得格差は貧困層のQOL（教育格差、希望格差等の生活の質）の低下から貧困の世代間継承へつながり、これが企業やマクロ経済の生産性をも低下させる（安田・塚本, 2010）。縦断的な世帯内貧困だけでなく横断的な社会的貧困を捉える必要があり、社会全体の経済活動や教育に対する施策に際し継続的な情報収集と分析が求められる。

“貧困の世代的再生産”により、貧困にある子どもは低学力、低学歴に押しとどめられることが多く、その結果、不安定な労働や生活に陥り大人になってからも継続して貧困の中におかれる可能性がある（Coffied, Robinson, & Sarsby, 1980; Duncan & Brooks-Gunn, 1997）。1990年代半ば以降、多くの国で所得再分配政策が低所得者に重点をおかなくなったことから貧困率は上昇傾向にあり、特に片親世帯等特定世帯に貧困リスクが集中し貧困の継続性や世代間の継承に影響している（OECD, 2008）。

伊藤（2011）は中卒非進学・非就職の問題を、「個人の問題」でなく「社会の問題」として対策を講じていくべきとしている。中卒非進学・非就職の背景には家庭の社会経済的困難が少なからずあり、困難な家庭状況が子どもの学業不振や長期欠席を経て、子どもの中卒後非進学・非就職へ影響を与えやすいとし、対策の鍵として学業不振・長期欠席と中卒非進学・非就職との関連への制度的対応の必要性に言及している。

政策として取り入れられたゆとり教育と学力に関していえば、20年前と現在で同じ学校群、同じ問題を用いて算数（数学）と国語の基礎知識や技能を比較すると、ゆとり教育のなかで削減されてきた内容や、説明が省略されてきた内容に対する正答率が低下し、ゆとり教育によって基礎的な知識としての学力が低下している（篠ヶ谷・赤林, 2012）。さらに20年前より学習遅滞層が増加し、遅滞者も速進者（上の学年の内容までできてしまう学習者層）も小学校高学年で増加（苅谷・志水, 2004）しており、学力格差の拡大が進展している。親の学歴や収入によっ

て子どもの学力が規定（荻谷・志水, 2004; 赤林・中村・直井・敷島・山下, 2011）されているのであれば、学習遅滞層と速進層を分つのは子どもの家庭階層差であるともいえる。階層差や貧困層の拡大が子どもの低学力や学力格差の拡大を招いている可能性（荻谷, 2001）があるかぎり、子どもの階層差を背景に教育政策が間接的に学力へ及ぼす影響を考慮しなければ、社会全体の横断的貧困も生産、再生産されていくだろう。しかし日本国内における子どもの学力と家庭背景に関する大規模調査はわずかであり、効果的な施策を実施するための情報も未だ充分でない。

パネル調査の活用

2007年度からの全国学力調査やPISA、TIMSS等の国際学力比較調査は、家庭間の学力格差の拡大を明らかにし、お茶の水女子大学が文部科学省から受託した全国学力調査への追加調査からも、家計所得と学力間に正の安定的な関係（文部科学省, 2009）が示される等、2000年代の日本の教育政策の転換に一役買ってきたが、教育の現状把握は可能でも教育政策の転換と選択を迫る直接的根拠を提示するのは非常に難しかった（赤林ほか, 2011）。また学校を通じた調査の実施も困難であり、日本では調査のためだけに子どものデータを扱うことに学校や家庭が極めて消極的で、家庭背景に関する詳細な情報収集が不可能であった（赤林ほか, 2011）。志水（2002）によると日本の教師には「課題を抱えた子はたくさんいるため、特定の子を特別に扱うことはできないし、すべきでもない」という共通認識により、子どもの家庭背景や生育歴に由来する「異質性」を極力排除し、彼らを学校や学級といった同一集団の一員として扱おうとする傾向が強く、社会的マイノリティを「見えにくい」存在（志水・清水, 2001）とする傾向がある。家庭や学校で課題や困難を抱えたとしても、集団固有の問題としては考えられず、彼ら自身のあるいは彼らの家族の問題として「個人化」（志水・清水, 2001）される等、貧困を「見ようとしなない者には見えない問題」とする学校文化もある（上間, 2009）。また子どもの在籍期間に限られる学校での調査では子どもの学力や家庭状況の縦断的追跡が事実上不可能である。よって生徒個人のクロスセクションデータや、一部の地域に限定された学校単位のパネルデータを情報源とせざるをえない限界から、学力と家計間の明確な因果関係は明らかにされず、学校教育政策の変更が学力に与える影響を議論するのも困難であった（赤林ほか, 2011）。

慶應義塾大学は、2008年度に共同利用施設であるパネルデータ設計・解析センターを設置し、Japan Household Panel Survey（日本家計パネル調査）開始した。このうち教育経済グループは2009年度からJHPS調査対象者（約4000名）の子どものうち、2010年3月時点で小中学校に在籍する全員を対象に「JHPS お子様に関する特別調査（JCPS）」を実施している。子どもに対しては国語、数学、推論の基礎学力テストとアンケート調査、親に対しては家庭環境に関する詳細な質問項目が含まれ、家庭経済状況と学力をはじめとする子どもの生活状況との横

断的・縦断的解析を可能としている。

JCPS から篠ヶ谷・赤林（2011）は階層的重回帰分析を用い、家庭背景（親の学歴、家計収入、家庭内投資、家庭外投資）と子どもに関する変数（学習時間、学力）から子どもの学力に対し家庭背景変数もつ直接的・間接的影響を検討し、親の学歴の影響は家計収入や教育投資、学習時間を媒介し生起する可能性を示唆し、その影響のプロセスを小中学生間で比較している。赤林ほか（2011）は多変量回帰分析により、親の学歴や雇用形態、家計収入、子どもの性別、出生月、出生順位が子どもの学力に与える影響を検討している。家計収入については年収+100万円で国語・数学の標準スコアが+0.2~0.4、四分位に基づく収入階層ダミーを作成すると、第2、3四分位間の収入階層で収入上昇による影響が最大（標準スコアで+2）であり、低収入階層から高収入階層で収入の上昇が与える学力への影響が異なることが示されている。

本研究の目的

家計パネル調査において子どもの学力テストを導入することは、これまで得られにくかった子どもの学力と家庭背景に関する情報の蓄積が期待されるが、その解析方法にも多くの可能性があるだろう。JCPS の統計的解析において篠ヶ谷・赤林（2012）及び赤林ほか（2011）は学力を各学年で標準化し、複数学年をプールして分析している。赤林ほか（2011）は項目反応理論に基づく「等化」はこのサンプル内の情報では事実上不可能とし、学年間の推計結果を単純に比較することや、異なる学年のサンプルをプールして分析することは原理的には好ましくないとしながらも、①計測する学力範囲が狭い、②テスト問題の違いによる推計誤差にも関わらず一貫した推計結果が出れば推計値の頑健性を表しているといえる、③小中学生を横断的に等化した学力テストが日本でほとんど皆無であるなか、テスト尺度の利用方法に学術的立場から禁欲的になりすぎると、社会・政策的な最重要課題への接近を躊躇させてしまうことを挙げ、プールした分析を実施している。しかし学年によって問題内容及び問題数が異なるテストで測定される“学力”を、同一の構成概念（変数）として分析することには妥当性が問われ、例えば算数の計算問題1つにしても、小学1年生にとっての1桁の足し算1問が、小学2年生にとっての1桁の掛け算1問の学力と等価であるかについては議論の余地があるだろう。

また2010年度JCPSでは各学年で高得点や満点が多く、テストスコアの分布に偏りがある。本研究では、当パネル調査で多くの参加者が高得点をとるなか最下得点や下位得点であった“低学力”児として認識されやすい子どもにフォーカスし、家庭経済的な背景との関連を検討する。各学年で得点下層への当てはまりをダミー変数で表すことで、学年間の“学力”構成概念を識別しなくとも横断的な分析を可能とする。

さらに、これまでは学力テストにおける無回答は0点として換算されてきたが、無回答の0点と誤答の0点は意味が異なる可能性がある。例えば考えあぐねた末に何らかの答えを書いた

が誤答だった0点と、問題を読むこともせず飛ばした無回答の0点は“成績”としては等価の0点であるが、そこに反映される子どもの回答に対する“態度”が必ずしも同等であったとはいえない。学力テストに回答するという行為自体は、学力の高低よりむしろ、その問題に取り組もうとする意思や態度の高低を示しているともいえる。無回答に対し「わからないから何も書けない」という“学力”的理由も、「どうせわからないから何も書かない」という“態度”的理由も考えられ、大量データからは学力テストで無回答であったことの理由は推測できない。しかし家計調査と並行した学力テストにおける無回答に着目することで、これまで“学力”に隠されてきた“態度”と家庭背景との関連を探り、“低学力”と解釈されてきた現象を再検討することができる。

以上から、本研究では JCPS 学力テストにおいて、各学年で下位得点であったことや無回答率に関連する家庭背景変数を探り、調査において“学力”と捉えられる現象と“家計”との関連を検討することを目的とする。なお本研究の対象世帯に対し、例えば上述平成 22 年国民生活基礎調査の貧困線 112 万円を基準としたとき、対象世帯での相対的貧困率は 3.47%で全国調査の 1/5 程度と低く、本データ対象世帯内での“貧困層”の規定や、貧困世帯と非貧困世帯との比較は難しい。よって本調査では特定の貧困層を規定せず、世帯収入は家庭経済的要因の 1 つとして捉える。

方法

対象

本研究で対象としたのは 2010 年「日本家計パネル調査 (JHPS)」の対象世帯で、JCPS に協力した親子のデータ (JHPS と JCPS) 中、子どもの在籍学年と学力テストの対象学年が一致している 461 ケースである。JHPS は親による回答のみの調査票で、JCPS は親子の回答を含んだ調査票となっている。対象となった子どもの学年と性別のケース数は、小学 1 年生 62 名 (M34 名、F28 名)、小学 2 年生 44 名 (M21 名、F23 名)、小学 3 年生 63 名 (M31 名、F32 名)、小学 4 年生 47 名 (M24 名、F23 名)、小学 5 年生 62 名 (M27 名、F35 名)、小学 6 年生 38 名 (M21 名、F17 名)、中学 1 年生 57 名 (M34 名、F23 名)、中学 2 年生 46 名 (M22 名、F24 名)、中学 3 年生 42 名 (M23 名、F19 名) であった。各分析では対象変数における欠損値がないケースが分析対象となっている。

測度

1. 家庭背景に関する変数

①両親世帯ダミー

学力テストを受けた子どもの両親が、法的に婚姻状態にある場合を両親世帯ダミー変数の 1、それ以外の世帯、例えば片親世帯や何らかの理由で婚姻が解消されている場合を 0 とした。両親世帯は 447 世帯（比率：.9696）、母親または父親のみの世帯が 14 世帯（.0304）であった。

②両親の大卒ダミー

学力テストを受けた子どもの、両親それぞれの最終学歴の選択肢（中学校、高校、大学、大学院、その他）から得られた母親及び父親の高学歴ダミーとして大学・大学院卒を 1、その他を 0 とした。大卒以上の母親は 162 名（.3514）、父親は 196 名（.4252）、その他の母親は 299 名（.6486）、父親は 285 名（.5748）であった。

③世帯月収

調査実施の 2010 年 1 月から過去 1 年間の手取りの総世帯年収を 1 万円単位で回答を求め、12 ヶ月で割ったものを世帯月収とした（ $m=41.2534$ 、 $SD=18.0677$ ）。

④子どものための月当たり支出

子どもの課外活動、学費、お小遣いに対する一ヶ月あたりの支出金額と、その他子どものための一年あたりの支出金額について回答を求め、そこから子どもに対する月当たりの支出金額を 1 万円単位で算出した（ $m=2.2238$ 、 $SD=1.6949$ ）。

⑤世帯月収に対する子どものための支出割合

世帯月収（③）に対する、子どものための月当たり支出金額（④）が占める割合を算出した（ $m=.0822$ 、 $SD=.2081$ ）。

2. 子どもに関する変数

①子どもの学年

調査時の子どもの学年で小学 1～6 年生を 1～6、中学 1～3 年生を 7～9 として数量化した。

②子どもの早生まれダミー

子どもの生まれ月が 1～3 月であるケースを早生まれダミーの 1、4～12 月である場合を 0 とした。早生まれは 105 名（.2278）、それ以外は 356 名（.7722）であった。

③学力テスト得点

算数と国語の学力テストでは項目内容や項目数に関わらず、各学年対象のテスト 1 問につき正答を 1 点、誤答と無回答は 0 点として換算して合計点を算出した。国語の漢字書き取り（小学 1 年生はひらがなを含む）において不完全正解として 0.5 点加算されている項目については、そのまま 0.5 点で計算した（Figure.1～18）。

④最低 2 得点ダミー

算数と国語それぞれについて JCPS2010 の対象者で得られた得点のうち、極端に低い得点であったケースについて検討したが、最低点であった者は各学年 1 名程度で実施する分析に充分

な人数でなかったため、最低得点と最低から 2 番目の得点であった者を最低 2 得点ダミー変数の 1、それ以外を 0 とした。最低 2 得点ダミーの算数での該当者は 36 名 (.0781)、国語での該当者は 25 名 (.0542) であった。

⑤低得点ダミー

算数と国語それぞれについて、獲得スコアの高群と低群に JCPS2010 の対象者を割り振った。最低点獲得者数からの人数の累計パーセントで 50%以下に含まれる得点であった者を低得点ダミーとして 1、それより高い得点であった者（各学年内で全人数の 50%より多い人数が該当する得点以上を獲得した者）を 0 とした。ちょうど半数ずつ二分されるケースはなかった。低スコアダミーの算数での該当者は 196 名 (.4252)、国語での該当者は 191 名 (.4143) であった。

⑥子どもの成績に対する親の評価

子どもの学校の算数及び国語の成績について、親が 5 段階に評価（上位、やや上位、中位、やや下位、下位）したものを 5（上位）～1（下位）に数量化した。算数におけるケース数は、上位 86 (.1878)、やや上位 117 (.2555)、中位 175 (.3821)、やや下位 51 (.1114)、下位 29 (.0633)、国語におけるケース数は、上位 64 (.1394)、やや上位 116 (.2527)、中位 204 (.4444)、やや下位 52 (.1133)、下位 23 (.0501) であった。

⑦家での勉強時間

学校から帰宅後の「ふだん」の勉強時間（塾や予備校、家庭教師含む）について、親が 7 段階に回答（5 時間以上、4 時間ぐらい、3 時間ぐらい、2 時間ぐらい、1 時間ぐらい、30 分ぐらい、ほとんどしない）したものを 7（5 時間以上）～1（ほとんどしない）に数量化した。各ケース数は、「5 時間以上」2 (.0044)、「4 時間ぐらい」6 (.0131)、「3 時間ぐらい」12 (.0262)、「2 時間ぐらい」66 (.1441)、「1 時間ぐらい」151 (.3297)、「30 分ぐらい」162 (.3537)、「ほとんどしない」59 (.1288) であった。

⑧算数／国語への嫌悪度

算数及び国語それぞれに対する嫌悪度について、子どもが 5 段階に回答（大嫌い、嫌い、ふつう、好き、大好き）したものを 5（大嫌い）～1（大好き）に順序化した。算数についての各対象者数は、「大嫌い」47 (.1071)、「嫌い」70 (.1595)、「ふつう」105 (.2392)、「好き」102 (.2323)、「大好き」115 (.2620) であった。国語についての各対象者数は、「大嫌い」32 (.0729)、「嫌い」52 (.1185)、「ふつう」174 (.3964)、「好き」113 (.2574)、「大好き」68 (.1549) であった。

⑨学校への嫌悪度

学校に対する嫌悪度について、子どもが 5 段階に回答（大嫌い、嫌い、ふつう、好き、大好き）したものを 5（大嫌い）～1（大好き）に順序化した。各対象者数は、「大嫌い」9 (.0204)、「嫌い」17 (.0385)、「ふつう」133 (.3016)、「好き」133 (.3016)、「大好き」149 (.3379)

であった。

⑩子どもの無回答率

JCPS2010 では学力テスト含む全ての質問項目に対し、無回答がコード化されているため、学力テストで得点がなかった場合、誤答の0点と無回答の0点との区別が可能である。調査票における学力テスト含む各学年の子どもへの全質問項目数(小学1年:48問、小学2年:49問、小学3年:51問、小学4年:50問、小学5年:49問、小学6年:50問、中学1年:50問、中学2年:53問、中学3年:54問)に対する無回答数の割合を算出し、全項目無回答率とした。また、各学年の全算数テスト項目総数に対する、算数テストでの無回答数の割合を算数無回答率、各学年の全国語テスト項目総数に対する、国語テストでの無回答数の割合を国語無回答率とした。全項目において無回答があったのは367名(Figure.19)、算数テストで無回答があったのは82名(Figure.20)、国語テストで無回答があったのは178名(Figure.21)であった。

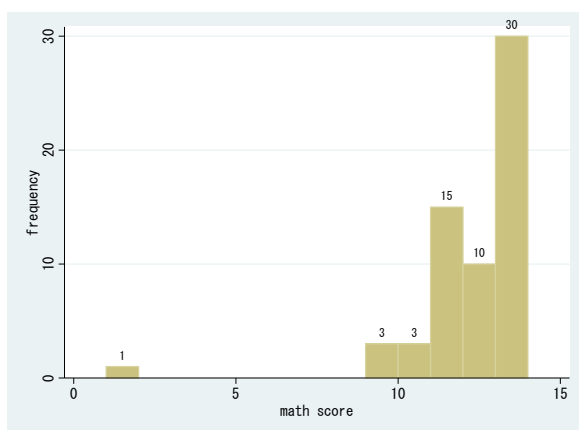


Figure.1 算数スコア小学1年

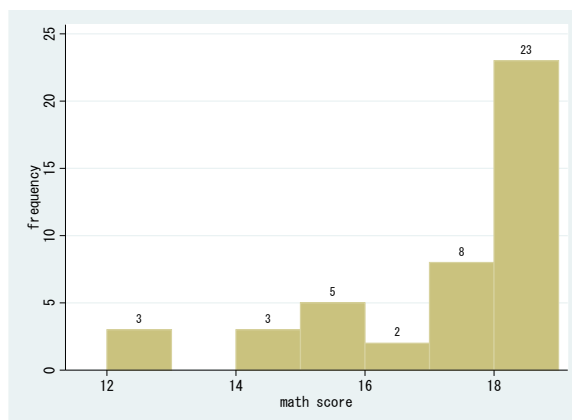


Figure.2 算数スコア小学2年

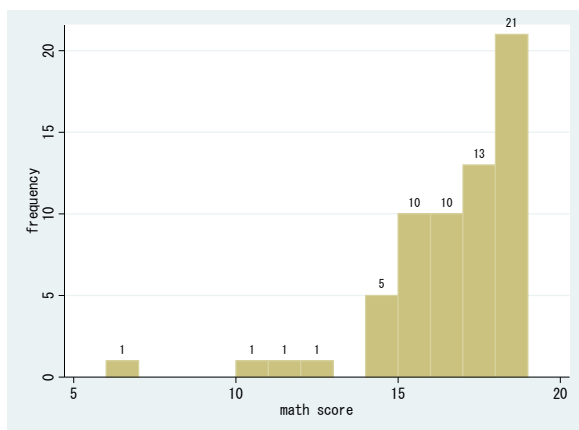


Figure.3 算数スコア小学3年

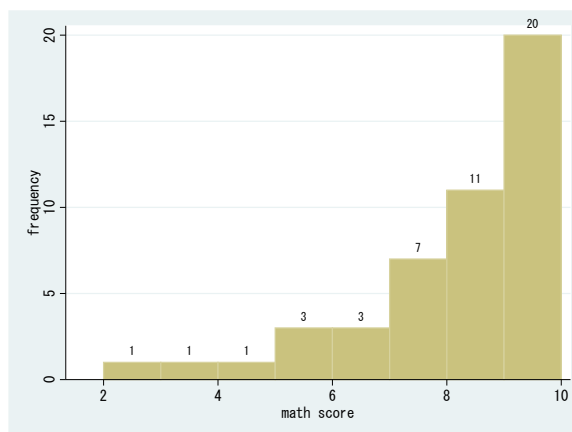


Figure.4 算数スコア小学4年

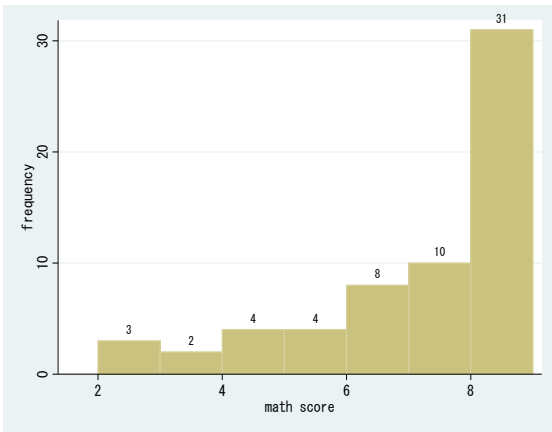


Figure.5 算数スコア小学5年

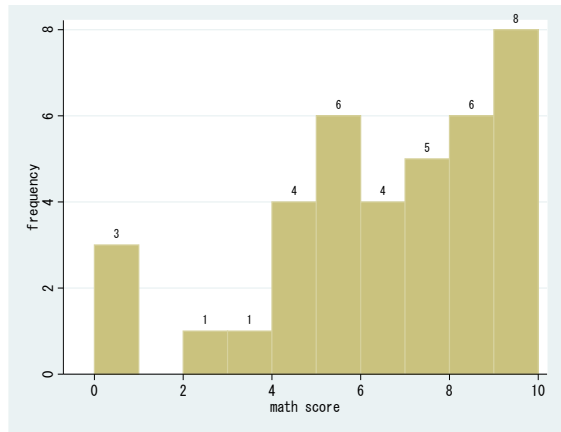


Figure.6 算数スコア小学6年

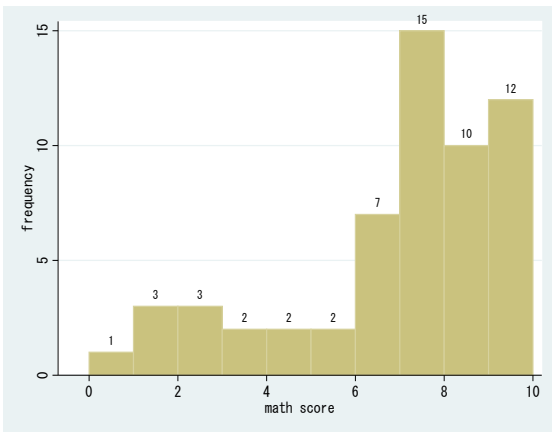


Figure.7 算数スコア中学1年

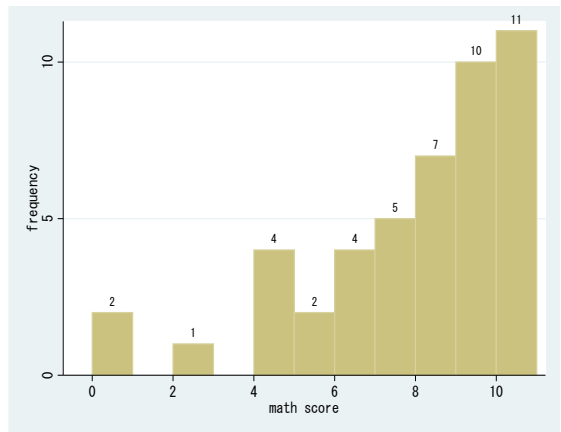


Figure.8 算数スコア中学2年

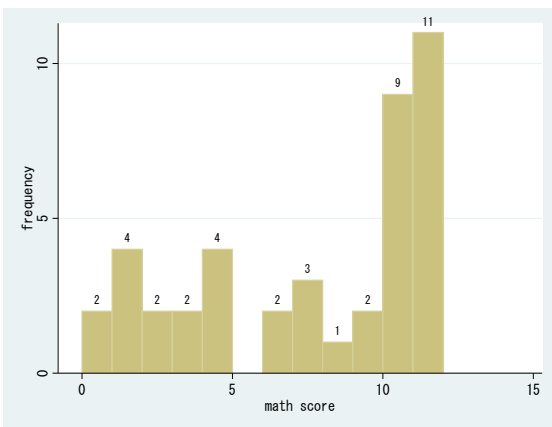


Figure.9 算数スコア中学3年

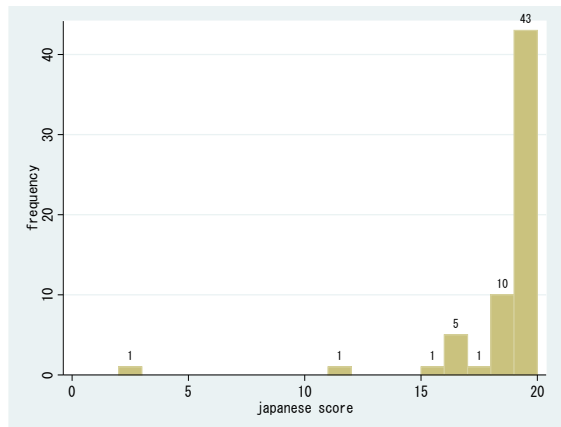


Figure.10 国語スコア小学1年

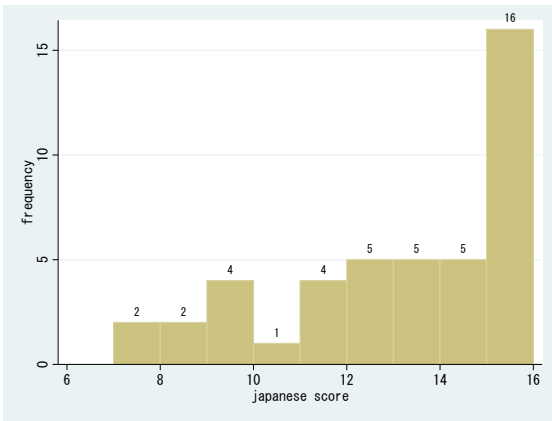


Figure.11 国語スコア小学2年

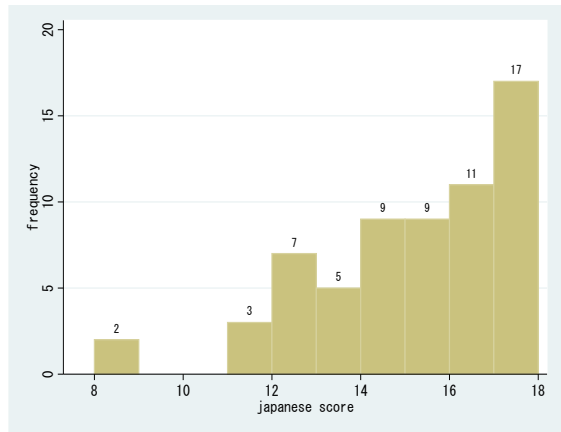


Figure.12 国語スコア小学3年

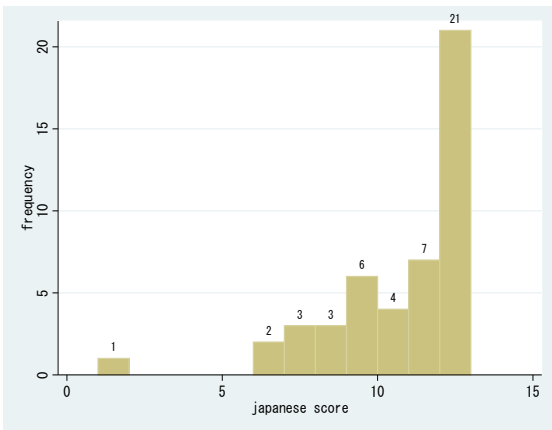


Figure.13 国語スコア小学4年

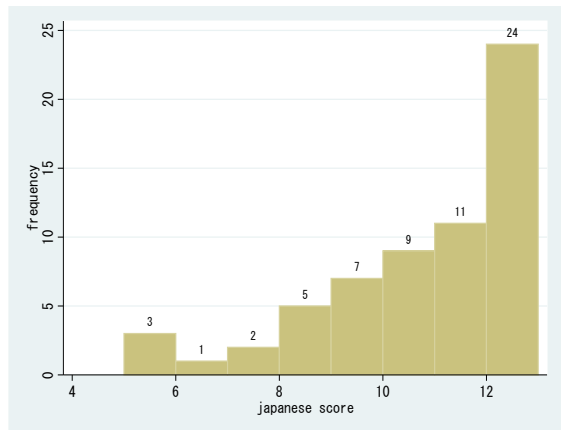


Figure.14 国語スコア小学5年

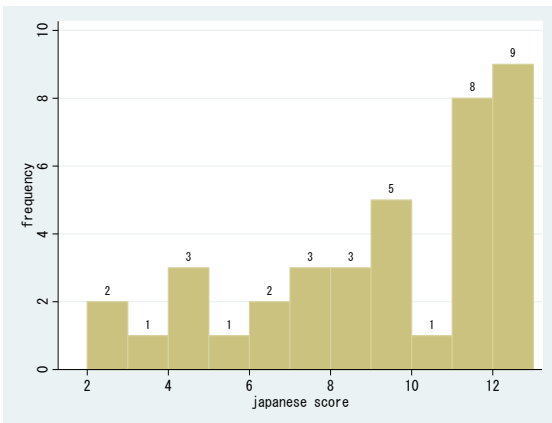


Figure.15 国語スコア小学6年

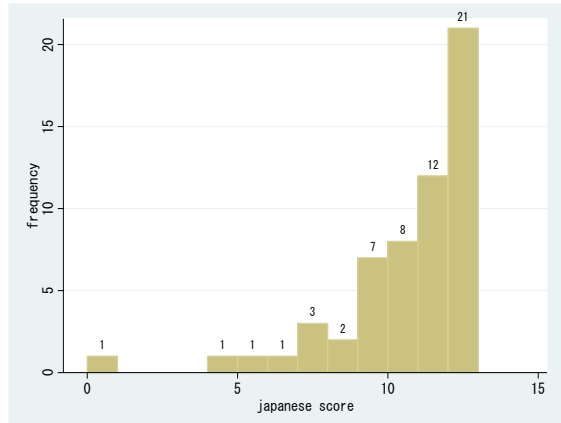


Figure.16 国語スコア中学1年

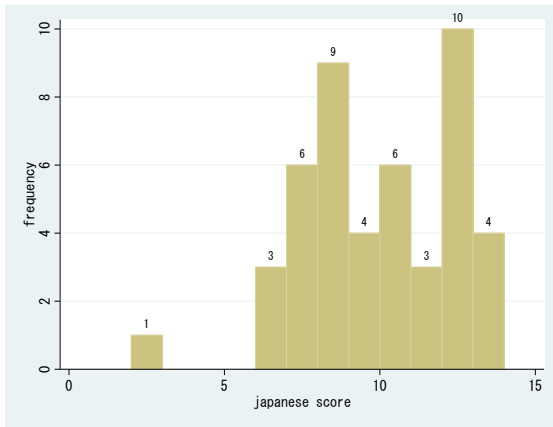


Figure.17 国語スコア中学2年

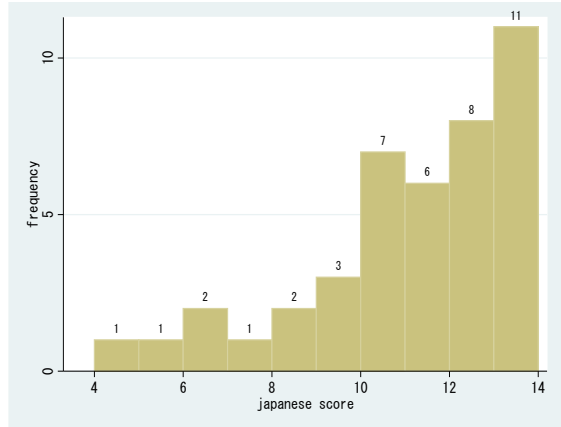


Figure.18 国語スコア中学3年

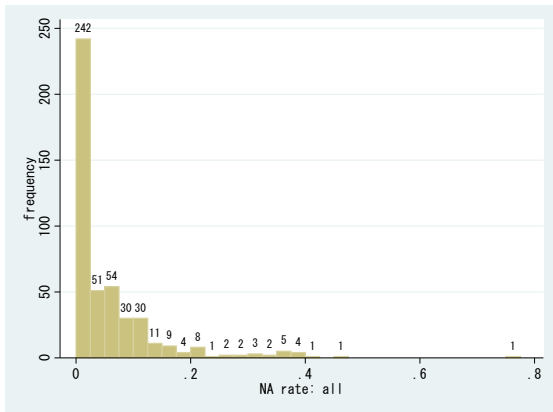


Figure.19 全項目無回答率

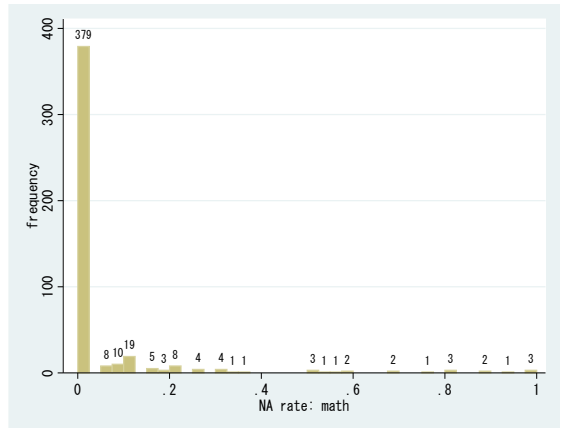


Figure.20 算数無回答率

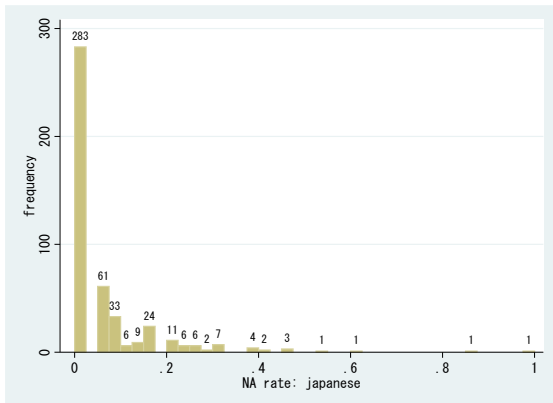


Figure.21 国語無回答率

結果

1. 学年及び教科ごとのテスト得点に影響する変数

赤林ほか（2011）から、子どもの学力に家計収入、子どもへの投資、父親の学歴、子どもの早生まれが影響することが示唆されていることから、各教科、各学年において無回答を 0 点としたときのテストスコアを目的変数、世帯月収、世帯月収に対する子どものための支出割合、父親の大卒ダミー、早生まれダミーを説明変数として重回帰分析をおこなった。算数テスト得点に対し小学 1～4 年生、小学 6 年生、中学 2～3 年生で有意な関連はなかった。小学 5 年生では世帯月収 ($\beta = .314, p < .05$) 及び早生まれダミー ($\beta = -.275, p < .05$)、中学 1 年生では世帯月収 ($\beta = .410, p < .01$) 及び世帯月収に対する子どものための支出割合 ($\beta = .359, p < .05$)、中学 2 年生では世帯月収に対する子どものための支出割合 ($\beta = -.346, p < .05$)、早生まれダミー ($\beta = -.401, p < .01$) に有意な関連があった。国語テストにおいて小学 1～4、6 年生、中学 2、3 年生では有意な関連はなかった。小学 5 年生では早生まれダミー ($\beta = -.289, p < .05$)、中学 1 年生では父親の大卒ダミー ($\beta = .292, p < .05$) に有意な関連があった。

テスト得点の分布位置により影響する家庭背景変数が異なる可能性を検討するため、上記の説明変数について、各学年で各教科テスト得点の四分位点で区切った分位点回帰を行った。このうち算数得点に対し、小学 1 年生の第 3 四分位では父親が大卒以上で +1 ($p < .05$)、小学 5 年生の第 1 四分位で世帯月収 +1 万円で +.045 ($p < .05$)、中学 2 年生の第 3 四分位で早生まれだと -2.175 ($p < .05$) の影響を与えていた。国語得点に対しては小学 1 年生の第 3 四分位で父親が大卒以上だと -1 ($p < .05$)、小学 5 年生の第 2 と第 3 四分位で早生まれだとそれぞれ -2.113、-1.707 ($p < .05$)、小学 6 年生の第 2 四分位で早生まれだと -3.237 ($p < .05$)、中学 1 年生の第 2 四分位で父親が大卒以上だと +1.617 ($p < .05$) の影響があった。

説明変数として各教科テストでの無回答率を追加し、各学年において重回帰分析をおこなった。両教科テストスコアに対し、全学年で無回答率が有意に関連した (Table.1)。このほか、算数では小学 5 年生で世帯月収 ($\beta = .263, p < .05$)、中学 1 年生では世帯月収 ($\beta = .290, p < .05$) と世帯月収に対する子どものための支出割合 ($\beta = .247, p < .05$)、中学 2 年生では世帯月収に対する子どものための支出割合 ($\beta = -.440, p < .01$)、中学 3 年生では父親大卒ダミー ($\beta = .283, p < .05$) で有意な関連があった。国語に対しても、全学年で無回答率が有意に関連し (Table.1)、このほか小学 5 年生で早生まれダミー ($\beta = -.214, p < .05$)、父親大卒ダミー ($\beta = .199, p < .05$)、中学 3 年生で父親大卒ダミー ($\beta = .393, p < .05$) に有意な関連があった。

Table.1 各教科テスト得点と家庭背景 重回帰分析による無回答率の結果（標準偏回帰係数）

	小1	小2	小3	小4	小5	小6	中1	中2	中3
算無回答率	-.675***	-.635***	-.370**	-.397*	-.389**	-.687***	-.532***	-.613***	-.652***
国無回答率	-.851***	-.482**	-.637***	-.514**	-.614***	-.695***	-.702***	-.391*	-.488***

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05

2. 得点の高低によって影響する変数

無回答を0点としたときの各教科最低2得点ダミーと各教科低得点ダミーを目的変数とし、それぞれ両親世帯ダミー、両親の大卒ダミー、世帯月収、子どものための月当たり支出、世帯月収に対する子どものための支出割合、子どもの学年、早生まれダミー、子どもの各教科成績に対する親の評価、家での勉強時間、各教科への嫌悪度、学校への嫌悪度、各教科テストへの子どもの無回答率を説明変数としてプロビット回帰分析をおこない、Table.2のような結果を得た。

Table.2 各教科最低2得点・下位50%ダミーと家庭背景変数のプロビット回帰分析の結果（限界効果）

	算数		国語	
	最低2得点ダミー	下位50%ダミー	最低2得点ダミー	下位50%ダミー
両親世帯ダミー	-.225**	.018	-.027	-.046
母親の学歴	.009	.026	.014	-.079
父親の学歴	-.007	-.007	-.016	-.002
世帯月収	.000	.000	.000	-.001
子ども支出	-.007*	-.083***	-.006	-.017
子ども支出割合	.025	-.161	.028	.234
学年	-.003*	-.026	-.001	-.019
早生まれダミー	-.008	.000	.026	-.021
親の評価	-.012**	-.236***	-.021**	-.140***
勉強時間	.002	.002	.005	.038
教科嫌悪度	-.000	.010	-.009	.006
学校嫌悪度	>.000	.003	-.002	.038
無回答率	.092***	2.661***	.151***	4.336***
N	409	409	410	410
Pseudo R2	.514***	.273***	.294***	.299***

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05

3. 無回答率に影響する変数

各教科テストでの無回答率を目的変数とし、それぞれ両親世帯ダミー、両親の大卒ダミー、世帯月収、子どものための月当たり支出、世帯月収に対する子どものための支出割合、子ども

の学年、早生まれダミー、子どもの各教科成績に対する親の評価、家での勉強時間、各教科への嫌悪度、学校への嫌悪度を説明変数として重回帰分析をおこなった結果、学年と有意な関連があったため、小学生と中学生に分けて同変数を用い再度分析した (Table.3)。

Table.3 各教科無回答率と家庭背景変数の重回帰分析結果 (標準偏回帰係数)

	算数無回答率			国語無回答率		
	全対象者	小学生	中学生	全対象者	小学生	中学生
両親世帯ダミー	.055	-.024	.176*	-.011	-.011	.014
母親の学歴	-.048	-.069	-.030	-.072	-.093	-.004
父親の学歴	.054	.030	.103	.012	.047	-.053
世帯月収	-.155**	-.097	-.224*	-.055	-.089	-.021
子ども支出	.047	-.013	.088	-.152**	-.128*	-.106
子ども支出割合	-.111*	-.068	-.197*	-.003	.032	-.108
学年	.216***	.086	.150	.167**	.185**	.015
早生まれダミー	.018	.052	.019	.027	.071	-.050
親の評価	-.201***	-.140*	-.260*	-.232***	-.227***	-.276**
勉強時間	-.095	-.076	-.055	.020	-.052	.150
教科嫌悪度	.186***	.158*	.296**	.056	.123	-.134
学校嫌悪度	.052	-.004	.046	-.019	-.0338	-.001
N	409	277	132	410	278	132
R-squared	.216***	.117**	.315***	.126***	.187***	.097
Adj R-squared	.193	.074	.246	.100	.150	.006

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05

また、全質問項目に対する無回答率を目的変数とし、家庭背景変数である両親世帯ダミー、両親の大卒ダミー、世帯月収、子どものための月当たり支出、世帯月収に対する子どものための支出割合と、子どもの学年を説明変数として重回帰分析をおこなった結果、学年と有意な関連があったため、小学校低・高学年と中学生に分け再度分析した (Table.4)。

Table.4 全項目無回答率と家庭背景変数の重回帰分析結果（標準偏回帰係数）

	全対象者	小学低学年	小学高学年	中学生
学年	.228***	-.124	.181*	.199*
両親世帯ダミー	-.105*	-.098	-.222**	.075
母親の学歴	-.054	-.083	-.005	-.030
父親の学歴	-.049	-.053	-.082	-.036
世帯月収	-.004	-.074	.112	-.170
子ども支出	-.129*	-.120	-.085	-.098
子ども支出割合	.133*	-.019	.285**	-.127
N	435	158	140	137
R-squared	.090***	.072	.127*	.087
Adj R-squared	.075	.028	.081	.038

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05

4. 親の成績評価と子どものテスト得点

各教科の子どもの成績に対する親の評価が、学力テスト得点や各教科での無回答率と有意に関連していることから、親の評価と JCPS における実際の子どもの得点との関連を検討した。各教科での得点が上位 50%に含まれ、親の成績評価も上位・やや上位と判断されている“上位一致ダミー”、各教科での得点が上位 50%に含まれるが、親の成績評価は下位・やや下位と判断されている“上位不一致ダミー”、各教科での得点が下位 50%に含まれ、親の成績評価も下位・やや下位と判断されている“下位一致ダミー”、各教科での得点が下位 50%に含まれるが、親の成績評価は上位・やや上位と判断されている“下位不一致ダミー”とした。国語では“下位不一致ダミー”に該当するケースがなかった。それぞれのダミー変数に対する家庭背景は Table.5 ~8 の通りである。算数と国語ともに、親の評価が低い群では高い群よりも子どもの学年が高く、父親が大卒未満であるケースが多く世帯月収が低かった。テスト成績が下位 50%である群においては、算数では上位群より子どものための月当たり支出が低く、国語では世帯月収に対する子どものための支出割合が高かった。

Table.5 子どもの成績と親の評価 家庭背景変数平均（算数）①

	人数	学年	母親大卒	父親大卒	子どものための月当たり支出
上位一致	166	4.813 (2.592)	.409 (.493)	.506 (.501)	2.536 (1.876)
上位不一致	14	6.142 (2.248)	.428 (.513)	.428 (.513)	3.897 (1.518)
下位一致	66	5.969 (2.417)	.242 (.431)	.212 (.411)	1.951 (1.518)
下位不一致	40	4.075 (2.605)	.500 (.506)	.500 (.506)	1.897 (1.301)

注) 母親大卒・父親大卒は大卒以上を 1 としたダミー変数に対する。

() 内は標準偏差を示す。

Table.6 子どもの成績と親の評価 家庭背景変数平均（算数）②

	人数	世帯月収	世帯月収に対する子どものための支出割合
上位一致	158	44.998 (18.071)	.083 (.251)
上位不一致	14	38.773 (22.751)	.220 (.427)
下位一致	58	36.846 (16.630)	.098 (.227)
下位不一致	37	40.556 (15.131)	.049 (.043)

注) () 内は標準偏差を示す。

Table.7 子どもの成績と親の評価 家庭背景変数平均（国語）①

	人数	学年	母親大卒	父親大卒	子どものための月当たり支出
上位一致	142	4.605 (2.573)	.478 (.501)	.542 (.499)	2.179 (1.577)
上位不一致	25	6.08 (2.448)	.360 (.489)	.320 (.476)	2.329 (1.705)
下位一致	50	5.92 (2.464)	.280 (.453)	.300 (.462)	2.206 (2.090)

注) 母親大卒・父親大卒は大卒以上を 1 としたダミー変数に対する。

() 内は標準偏差を示す。

Table.8 子どもの成績と親の評価 家庭背景変数平均（国語）②

	人数	世帯月収	世帯月収に対する子どものための支出割合
上位一致	137	44.403 (19.517)	.080 (.269)
上位不一致	24	43.003 (13.833)	.060 (.042)
下位一致	45	38.872 (18.139)	.107 (.256)

注) () 内は標準偏差を示す。

上記、算数では 4 つのダミー変数、国語では 3 つのダミー変数を目的変数とし、家庭背景変数である親の大卒ダミー、世帯月収、子どものための月当たり支出、世帯月収に対する子どものための支出割合と、子どもの学年を説明変数としてそれぞれプロビット回帰分析をおこなった (Table.9)。

親は日常的な子どもの成績や学業、また JCPS2011 テストでの子どもの取り組みから、子どもの成績レベルを選択しているともいえる。親による子どもの成績レベルの選択と JCPS2011 でのテスト成績における一致性・不一致性に影響する変数について検討するため、親による成績評価が「ふつう」を基準とし、“上位一致・不一致”、“下位一致・不一致”ダミーを被説明変数、親の大卒ダミー、世帯月収、子どものための月当たり支出、世帯月収に対する子どものための支出割合と、子どもの学年を説明変数として多項ロジット推定を行った (Table.10)。

Table.9 親評価とテスト得点 プロビット回帰分析結果

	算数				国語		
	上位一致	上位不一致	下位一致	下位不一致	上位一致	上位不一致	下位一致
学年	-.0004	.003	.023***	-.006	-.004	.008*	.017**
母親の学歴	.020	.009	-.002	.050	.109*	.014	-.0001
父親の学歴	.077	-.012	-.081*	.017	.110*	-.024	-.034
世帯月収	.003*	-.0003	-.0008	-.0008	.002*	-.0001	-.0005
子ども支出	.030*	.008*	-.021	-.002	-.010	.005	-.002
子ども支出割合	.012	.018	.066	-.376	.071	-.266	.041
N	435	435	435	435	435	435	435
Pseudo R2	.035**	.113*	.080***	.046	.042***	.042	.045*

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05

Table.10 親評価とテスト得点 多項ロジット回帰分析結果

	算数				国語		
	上位一致	上位不一致	下位一致	下位不一致	上位一致	上位不一致	下位一致
学年	.051(.471)	.194(.125)***	.259(.068)***	-.030(.078)	.043(.047)	.256(.095)	.252(.073)
母親の学歴	.277(.252)	.616(.647)	.168(.367)	.818(.394)*	.657(.254)*	.631(.496)	.308(.394)
父親の学歴	.206(.245)	-.502(.669)	-.765(.381)*	.219(.400)	.469(.251)	-.455(.512)	-.301(.394)
世帯月収	.012(.007)	-.010(.018)	-.003(.010)	-.009(.016)	.016(.007)*	.0006(.019)	.002(.010)
子ども支出	.145(.081)	.400(.140)**	-.124(.131)	.046(.239)	-.130(.079)	.071(.245)	-.092(.111)
子ども支出割合	.369(.750)	.808(.938)	.922(.867)	-5.708(7.490)	.461(.612)	-5.855(9.104)	.637(.768)
定数	-1.377(.379)***	-4.325(1.027)***	-1.891(.532)***	-1.221(.755)	-1.434(.377)***	-3.276(.960)***	-2.687(.576)
N		435				398	
LR chi2		(24) 71.14				(18) 48.30	
Pseudo R2		.061				.053	
Log likelihood		-540.433				-427.408	

注) ***=p<.001、**=p<.01、*=p<.05、()内は標準誤差を示す。

考察

1. 学年及び教科ごとのテスト得点に影響する変数

学年ごとの各教科テスト得点を目的変数とした分析では、小学5年生～中学2年生の高学年で得点に対する家庭背景の影響が強かったが、学年間でのテスト結果や得点の高低に対し、一貫して有意な影響を与える家庭背景変数はなかった。早生まれであることは、小学5、6年生と中学2年生では得点が中位以上のケースで有意にマイナスに影響していた。高学年になるにつれ成績が中位以上で早生まれであることが、得点の伸びを抑制する可能性がある。説明変数に各教科テストでの無回答率を加えると、全ての学年で無回答率が有意にマイナスに影響し、無

回答が得点獲得の抑制に強く影響していた。無回答率が一定であっても、小学 5 年生では世帯月収や早生まれダミー、父親大卒ダミー、中学 1 年生では世帯月収や世帯月収に対する子どものための支出割合、中学 2 年生では世帯月収に対する子どものための支出割合、中学 3 年生では父親大卒ダミーの影響が残っていた。以上からテスト結果として顕在化する子どもの学力には、父親の高学歴や家計といった子ども自身にはコントロールしにくい状況が関連しているが、その影響力は高学年になるにつれて強くなる可能性が示唆された。また学年に関わらず、無回答の多さがテスト得点に有意に影響しており、テスト得点として得られた“学力”は、どれだけテストに無回答したか／しなかったか、という多義的な解釈も可能であることが示された。問題を解いた上での誤答でなく問題を解けなかったという無回答には、その問題が分からなかった学力的理由や、回答を放棄した態度的理由が考えられる。JCPS2010 の調査からはその理由は明確にならないが、単に“学力”という個人の知的能力のみに還元することは、子どもの能力を測定し誤る可能性もあり注意が必要であろう。

2. 得点の高低によって影響する変数

両教科のテストにおいて子どもの成績に対する親の評価が高いと、各学年で最低点または最低点から 2 番目に低い得点である確率は有意に下がり、テストでの無回答率が高いとその確率が有意に上がった。このほか算数においては両親がいる世帯、子どもへの支出金額が高いこと、学年が高いことが最低点または最低点から 2 番目に低い得点となる確率を有意に下げている。算数テストに関しては家庭背景として子どもへの投資が高いと、最低点、いわゆる“落ちこぼれ”になる確率を下げている。学年の高さも有意に影響し、先述のように高学年になるにつれて家庭背景からの得点への影響が強くなることから、次第に顕在化する家庭背景からの影響が、高学年では同学年内における個人間の得点差を拡げるともいえる。両教科で無回答数と親による成績評価が有意な関連を示していたが、特に国語に関しては家庭背景変数からの有意な影響はなく、子どもに対する投資量よりも無回答数や親の成績評価からの影響が強かった。算数は教科として、年齢や塾などの教育投資により得点変動しやすく、国語はそれらの影響よりも日常的な言葉の理解力や、テストに取り組む態度から影響を受けやすい可能性がある。得点を 50% 下位群と上位群に分けた分析でも、両教科において無回答率と親の成績評価が有意に関連していた。このほか算数においては子どものための支出金額が高いと低得点である確率が有意に下がり、世帯月収等他の要因が一定でも、子どもにより多く投資するという親の行為が影響していた。

3. 無回答率に影響する変数

学年や教科によらず、テスト得点には無回答の多さや親による成績評価が影響していたため、

これらに影響する変数について検討した。まず、学力テスト内での無回答率に影響する変数について分析すると、両教科において学年が上がると無回答率が上がり、子どもの成績に対する親の評価が高いと無回答率が下がる有意な関連があった。このほか算数においては世帯月収が高い、また月収に対する子どものための支出割合が高いと無回答率を下げ、算数に対する嫌悪度が高いと無回答率を上げる有意な関連があった。国語では子どものための支出金額が高いと無回答率を下げる有意な関連があった。無回答というテストを受けた子どもの行為に対し、算数では教科への嫌悪感という子ども自身の意識も影響していたが、両教科とも学年によらず教育投資量という親の意思や行動による影響を受けていた。小学生と中学生で分けた重回帰分析から、算数では家庭背景変数との有意な関連が中学生でみられ、テスト得点への影響と類似した傾向があった。一方国語では小学生において子どもへの月当たり支出が高いと無回答率を有意に下げていた。小学生時は親から多様な投資量の多い教育を受けることで、日常的言語理解を反映する国語テストにおける、無回答という子どもの行為を抑制する可能性がある。

質問項目全体に対する無回答率に影響する変数について分析すると、学年や月収に対する子どものための支出割合が上がると無回答率が有意に上がり、両親世帯や子どものための支出金額が上がると無回答率が有意に下がった。しかし同分析を小学校低学年・高学年、中学生で実施したところ、小学校高学年のみで月収に対する子どものための支出割合が有意に影響していた。支出割合が上がることで無回答率に与えたプラスの影響は片親世帯の月収と関連している可能性がある。小学校高学年には他の群より多くの片親世帯が含まれ、両親世帯ダミーは世帯月収を 18.115 万円有意に高くし ($p<.001$)、世帯月収が 1 万円上がると月収に対する子どものための支出割合が 0.3%有意に下がる ($p<.001$)。片親世帯の月収が両親世帯より低いことで、子どものための支出自体が高くなるとも月収に占める支出割合が高くなったといえる。

学力と関連があるとされた家庭背景の要因は、子どもの無回答数とも関連し子どもの知的な能力を直接的に決定するというより、問題を解こうとする子どもの態度や動機も形成し、そこから間接的に影響を与えた可能性もある。

4. 親の成績評価と子どものテスト得点

親の成績評価の高さは、テスト得点の高さと無回答率の低さに強く影響していた。ここで、親からの評価の高さと、実際のテスト得点の高さと的一致性についてダミー変数を作成し、それらへ影響する家庭背景変数を検討した。各ダミー変数に対する重回帰分析によると算数においては子どものための支出金額が、テスト成績が上位であることに有意なプラスの影響を与えていた。よって親の評価に関わらず、子どもへの投資量がより多いとテスト成績も高くなる傾向が示された。ただしその影響はテスト得点だけでなく親の評価も高いケースでより大きく、こちらのケースでは世帯月収もプラスの有意な影響を与えていた。世帯月収がより高く子ども

のための支出も多いと、実際の子どものテスト得点だけでなく、「成績上位である」という親の意識も形成している可能性がある。算数テストの成績が下位で親の評価も低いケースは世帯月収と子どものための月当たり支出金額の平均が最低であったが、有意な影響を与えていたのは学年（+）と父親の大卒ダミー（+）であった。成績上位ケースと異なり、子どもへの投資量よりむしろ父親自身の学歴の低さが、子どものテスト得点の高低だけでなく「成績下位である」という成績に対する親の意識に関連しやすい可能性がある。

国語においては子どもの学年が、親の評価の低さに有意なプラスの影響を与えていた。よって実際の成績に関わらず、子どもの学年が上がると親の評価は低くなる傾向が示された。親の評価が低いケースでは、高いケースより子どもの平均学年が高く、小学校高学年からこの傾向が高くなる可能性があった。また実際のテスト得点も下位のケースでは学年による影響がより強く、学年が上がるにつれ国語テストで得点を伸ばしにくい全体的傾向があった。親の評価も高いケースに対してのみ、両親ともに大卒以上であることと、世帯月収が有意なプラスの影響を与えていた。国語に関しては、母親も大卒以上であることや世帯月収の高さといった家庭背景としての“安定性”が実際の成績と「成績上位である」という親の判断に影響しやすいことが示された。算数・国語ともに、学力テストの得点自体や親の成績評価そのものだけでなく、それらの一致性により親の高学歴と世帯月収の高さの影響が異なっていた。

調査票上で尺度として得た親による成績評価を、子どもの実際の学力をふまえた親による選択とし、その選択に影響する家庭背景変数を検討するため多項ロジット回帰分析をした。算数について、親の評価が高くても実際のテスト得点は下位であったケースでは、親が成績を「ふつう」と評価したケースに比べ母親の大卒ダミーが有意にプラスに影響し、母親が高学歴であると子どもの成績を過剰にプラス評価する可能性があった。親の成績評価が低いケースでは、テスト得点に関わらず学年が有意にプラスに影響し、学年が高くなるにつれ、子どもの成績をより下位に評価する親は実際の成績を考慮しづらいか、意識していない可能性がある。親の評価が低いケースのなかで、得点自体は上位である場合、親の評価が「ふつう」であったケースに対し子どものための支出金額が有意にプラスの影響を与え、親の評価に関わらず、子どもに対する投資量が多いと成績自体は上位にあるといえる。一方、親の評価が低いケースのなかで、得点自体は上位である場合、親の評価が「ふつう」であったケースに対し父親の大卒ダミーが有意にマイナスに影響し、実際の子どもの成績は下位に位置しても、父親が高学歴であると親の評価は過剰に高くなる確率が高かった。

国語について子どもの成績を「上位／やや上位」と評価した親のケースでは、すべての子どものテスト得点も上位で、親の評価が「ふつう」であったケースに対し母親の大卒ダミーと世帯月収が有意にプラスに影響していた。親による成績評価が高いにも関わらず、実際の成績が下位であるケースはなかったことから、母親が高学歴であり世帯収入も比較的安定していると

成績自体が上位に入り、親もそれを適切に評価しているといえる。算数・国語ともに、親の学歴や家計といった家庭背景変数が親による成績評価に影響していた。特に算数では親が高学歴であると、子どもの成績を実際より高く評価するバイアスがかかる傾向があり、親の学歴の高さが子どもの成績に対する意識を高めることが示唆された。

5. さいごに

本研究では学力テストの得点を子どもの学力そのものと捉えず、そこに顕在化する子どもと親の意識や態度、家計からの影響について検討した。“低学力児”とされる群に強く影響していたのが、無回答率の高さと親による成績評価であり、それらの背景に家計や親の学歴との関連がみられた。テストには本人の知的学力のみならず、問題に取り組む態度も大きく影響する。狭義の“学力”指標としてはテスト得点が適用されるが、その背景にあるのは子ども自身の知的能力だけでなく、親の意識や親からの投資、子どもの意識等であり、それらとの関連から調査において何が測定されているのか熟考する必要があるだろう。

文献

Coffied, F., Robinson, P., & Sarsby, J. (1980). *A cycle of deprivation?*, Heinemann Educational Books.

Duncan, G. & J. Brooks-Gunn (eds.) (1997). *Consequences of growing up poor.*, Russel Sage Foundation.

Evans, G. W. & Schamberg, M. A. (2009). *Childhood poverty, chronic stress, and adult working memory*, in PNAS EARLY EDITION.

Marmot, M. (2004). *The status syndrome: how social standing affects our health and longevity*, Henry Halt and Company.

OECD (2008). *Growing Unequal?: Income distribution and poverty in OECD countries*.

赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢 (2011). 子どもの学力には何の関係しているか：JHPS 子ども特別調査の分析結果から。慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点ディスカッション・ペーパー2010-009.

浅井春夫・松本伊知郎・湯澤直美編 (2008). *子どもの貧困-子ども時代のしあわせ平等のために*. 明石書店.

阿部彩 (2005). 子どもの貧困-国際比較の視点から。子育て世帯の社会保障. 国立社会保障・人口問題研究所 (編), 東京大学出版会, 119-142.

阿部彩 (2008). 『子どもの貧困』岩波新書.

伊藤秀樹 (2011). 中卒非進学・非就職と家庭背景・長期欠席・学力-東京都区市町村データの分

- 析. 日本教育社会学会大会発表要旨集録, 63, 50-51.
- 上間陽子 (2009). 貧困が見えない学校. 若者と貧困. 湯浅誠・富樫匡孝・上間陽子・仁平典宏(編). 明石書店, 139-159.
- 大石亜希子 (2005). 子どものいる世帯の経済状況. 子育て世帯の社会保障. 国立社会保障・人口問題研究所(編). 東京大学出版会, 29-52.
- 刈谷剛彦 (2001). 階層化日本と教育危機-不平等再生産から意欲格差社会-. 有信堂高文社.
- 刈谷剛彦・志水宏吉 (2004). 学力の社会学-調査が示す学力の変化と学習の課題. 岩波書店.
- 川崎惣一・青山麻里亜 (2011). 北海道における子どもたちの低学力の原因についての一考察. 北海道教育大学紀要, 人文科学・社会科学(編), 61(2), 33-47.
- 厚生労働省 (2009). 平成 22 年国民生活基礎調査の概況.
- 駒村康平・道中隆・丸山桂 (2011). 被保護母子世帯における貧困の世代関連連鎖と生活上の問題. 三田学会雑誌, 103, 51-77.
- 志水宏吉 (2002). 学校世界の多文化化. 国際社会 2 変容する日本社会と文化. 宮島喬・加納弘勝(編), 東京大学出版会, 69-92.
- 志水宏吉・清水睦美 (2001). ニューカマーと教育. 明石書店.
- 篠ヶ谷圭太・赤林英夫 (2011). 家庭背景が学力に与える影響とそのプロセス-階層的重回帰分析と構造方程式モデリングを用いた検討-. 慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点ディスカッション・ペーパー-2011-010.
- 盛満弥生 (2011). 学校における貧困の表れとその不可視化-生活保護世帯出身生徒の学校生活を事例に-, 教育社会学研究, 88, 273-294.
- 文部科学省 (2009). 全国学力・学習状況調査の分析・活用の推進に関する専門家検討会議(第13回) 配布資料 2「家庭背景と子どもの学力等の関係(案)」.
- 安田尚道・塚本成美 (2010). 社会的排除と企業の役割-母子世帯問題の本質. 同友館.
- 山野良一 (2008). 子どもの最貧国・日本. 光文社新書.